

政治联系对中国上市公司的 R&D 投资具有“挤出”效应吗？*

杜兴强 曾 泉 杜颖洁

摘要:本文揭示了政治联系这一非正式的制度安排对中国上市公司R&D投资行为的影响。手工搜集了2004—2009年R&D与关键高管政治联系的经验数据,本文实证研究了政治联系是否对R&D具有“挤出”效应。结果表明,政治联系的公司投资于R&D的概率显著更小、R&D投资强度显著更低,即政治联系对R&D投资具有显著的挤出效应。进一步研究发现,相对于非国有上市公司与非高科技企业,政治联系对国有上市公司与高科技上市公司的R&D投资产生了显著的挤出效应。

关键词:政治联系;R&D;挤出效应

JEL分类号:G34;O17;C22

一、引言

经过改革开放30余年的努力,中国经济高速增长,2010年GDP首次超越日本、成为世界第二大经济体^①。但是,我们必须清醒地意识到,中国的人均GDP仅相当于日本的1/10左右,且低廉的劳动力、技术含量较低的产业占中国GDP的很大一部分(杜兴强等,2012)。中国经济要想继续保持竞争优势和高速、健康的增长,增加R&D(*Research and Development*)投入、增强科技实力,则是重中之重。在美国等西方国家,企业自发的R&D投资往往占整个国家R&D投资的大约75%、占GDP的大约3%,但中国企业的R&D投资却

作者简介 杜兴强:厦门大学管理学院教授、博士生导师;

曾泉:厦门大学管理学院博士生;

杜颖洁:厦门大学管理学院博士生。

*作者感谢匿名审稿人的宝贵建议。本研究受到国家自然科学基金项目(71072053)、福建省社会科学重点项目(2010A012)与中央高校基本科研业务费专项资金(2010221021)、厦门大学基础创新科研基金(201122G014)的资助。

①日本内阁府2011年2月公布的2010年的经济数据显示,2010年日本GDP为5.474万亿美元,而国家统计局公布的中国2010年GDP为5.879万亿美元,两国的GDP相差约4050亿美元。这样,2010年我国的GDP首次超越日本,成为世界第二大经济体。数据来源: <http://news.sina.com.cn/c/2011-02-14/085921950289.shtml>。

严重依赖政府资金,企业自发的R&D投入相对较低,且R&D投资占GDP的比例偏低(2009年约为1.7%)^①。

Allen et al. (2005)认为,中国经济的高速增长很难从正式的金融与法律制度中得到解释。为此,试图洞悉中国经济发展和崛起之谜的学者们将研究的触角逐渐延伸至“关系”(guanxi)视角,对政治联系(Political Connections)的经济后果及其导致的企业行为异化保持了密切的关注。早期的相关文献主要关注印度尼西亚(Leuz and Oberholzer-Gee, 2006; Fisman, 2001)、马来西亚(Adhikari et al., 2006)等东南亚国家的政治联系,但近年来针对中国资本市场上市公司高管所具有的政治联系的研究不断增加(Fan et al., 2007; 吴文锋等, 2009; 罗党论与唐清泉, 2009; 潘红波等, 2008)。那么,政治联系作为一种弥足珍贵的资源,是否、如何影响了中国企业的R&D投资行为呢?

本文手工搜集了我国上市公司R&D与关键高管(董事长、总经理)政治联系的经验数据,实证研究了政治联系对上市公司R&D投资行为的影响。研究表明,政治联系的确对上市公司的R&D投资产生了显著的挤出效应(crowding-out effects),即具有政治联系的上市公司进行R&D投资的概率更小、R&D投资强度更低。进一步,相对于民营上市公司,政治联系对国有上市公司的R&D投资具有显著的挤出效应;按照高科技与否分组的结果表明,政治联系对高科技组的上市公司的R&D投资产生了显著的挤出效应。本文的贡献在于,首次将政治联系这一因素引入R&D的研究框架之中,系统地探讨了政治联系对上市公司R&D投资行为的影响,并提供了理论的解释。

本文其余内容安排如下:第二部分回顾相关文献、进行理论分析并提出研究假设;第三部分是研究设计,包括模型构建、变量定义和数据来源;第四部分是描述性统计与相关性分析;第五部分是实证结果及分析,以及一系列的附加测试与敏感性测试;最后是本文的结论和进一步的研究方向。

二、制度背景、理论分析与研究假设

(一)制度背景

中国经济的高速发展及在世界范围内的竞争优势,主要是因为拥有低成本的劳动力,巨大的潜在市场,以及大规模、但不一定是高效率的政府投资(王红领等, 2006)。一些拥有更低廉劳动力的国家(如印度等)纷纷模仿与学习中国经验,导致中国的“比较优势”正在减少甚至逐渐丧失。那么,要在国际竞争格局中“名副其实”地担当第二大经济体的角色,中国必须不断增加R&D投资(主要是基础科研技术的投资)、利用自己拥有的领先的核心技术,力争进入世界经济链条的上游环节。新古典增长理论指出,经济的长期增长(人均意义上的经济增长)只有靠技术进步来实现(Solow, 1956)。实际上,R&D的规模和强度,往往反映了一个国家的科技实力和核心竞争力^②。根据国家统计局等六部委2010年11月公布的“第二次全国科学研究与试验发展(R&D)资源清查主要数据公报”(第一号)显示:2009年全国R&D总经费5802.1亿元,是2000年的6.5倍,年平均增长23.0%;“R&D经费与GDP”的比率为1.70%,虽然比2000年提高了0.8个百分点,但与发达国家3%左右的水平相比仍有较大差距,甚至远低于美国与欧洲20世纪末期的平均水平^③。为此,国务院发布的《国家中长期科学和技术发展规划纲要(2006—2020)》,确定到2020年将R&D投入占国内生产总值(GDP)的比重提高到2.5%以上。

企业作为国民经济运行的微观表征,其R&D投资(强度)体现着其具备的竞争力,预示着持续性的竞争

①资料来源:(1)国家统计局等六部委,“第二次全国科学研究与试验发展(R&D)资源清查主要数据公报”(第一号),2010年11月;(2)<http://baike.baidu.com/view/191186.htm>。

②在瑞士洛桑管理学院每年一度发布的《世界竞争力年鉴》中,R&D是衡量一个国家国际竞争力的主要依据之一。

③1998年,美国R&D经费达2279.3亿美元,占GDP的2.79%;德国1997年R&D经费达875.4亿德国马克,占GDP的比重为2.33%;日本的R&D经费占GDP的2.92%(资料来源:<http://baike.baidu.com/view/191186.htm>)。

优势。此外,企业的R&D投入,聚沙成塔、积少成多,足以在一定程度上影响着国家层面的国家竞争力排名。但令人遗憾的是,从企业微观层面上看,我国企业的R&D投资占比较低,且R&D投资的积极性普遍偏低。上述紧迫的现实敦促我们思考这样一个问题:为何中国企业(自发的)R&D投资缺乏积极性?本文将制度因素纳入到R&D分析的框架中,着力分析政治联系这种非正式的制度安排对公司R&D投资行为所产生的影响。

(二)理论分析与研究假设

1.李约瑟之谜与林毅夫解读的启示

为何工业革命没有首先发轫于中国?这是著名的李约瑟之谜(*Needham Puzzle*)。林毅夫(2006)指出,经济的长期增长取决于技术的不断创新。中国自宋代以来,技术创新主要来自于农民在生产过程中的偶然发现,这种以经验为基础的技术发明方式,由于中国人口众多、经验改进技术的概率也相对较高,因此在前现代社会长期领先于西方。但是,自从15世纪西方开始科学革命,特别是18世纪开始的以科学为基础的、“为发明而发明”的、针对性的基础实验,极大程度上激励企业与个人的研发活动,使得技术发明和经济发展速度迅速增长。而传统中国在更大人口规模背景下的“试错与改错”式的发明方式,却限制了近现代以来中国社会技术发明与创新的速度。林毅夫(2006)同时指出,“科举制度”这种特殊而畸形的激励结构,促使了相当一批本有可能在“好奇心”的驱使下、从事科学研究和发明的人才,被禁锢于“四书五经”、“诸子百家”以及“儒家”的礼教之下,从而阻碍了近现代中国科学技术的萌芽与发展。因此,围绕科举制度的寻租行为,对中国的科学技术研究,产生了严重的挤出效应。为此,中国要想实现麦迪逊(Maddison,1998)的预言,在21世纪前叶恢复到前现代社会所具有的国际经济地位,必须从制度层面上激励企业、乃至全社会投入到具有创新性的R&D活动中,而非促使社会资源扭曲性地配置到寻租相关的领域。

2.研究假设的提出

林毅夫(2006)从宏观层面上解释了寻租行为对中国社会带来的负面影响。实际上,寻租在微观领域内,往往会具体化为政治联系、银企关系等,影响着企业的投融资决策行为。政治联系的建立,往往是寻租的结果。杜兴强等(2010)的研究结论,则直接支持了政治联系的建立与“寻租”之间的显著正相关性。在中国资本市场中,政府官员具有剩余控制权,即具有法律严格禁止之外的、“公共领域”内的“决定权”。但是,由于政府官员名义上缺乏剩余索取权,所以其具有的剩余控制权就往往演化为“廉价投票权”(张维迎,1999)。廉价投票权意味着政府官员在很大程度上可以“合法”地决定“谁、何时、如何、在多大程度上”获得特权和优惠(杜兴强等,2010)。为此,导致了转轨经济下中国资本市场的寻租行为盛行。这一点可以从相关经典文献中得到明确的支持。Khwaja and Mian(2005)、Claessens et al.(2008)则直接或间接地发现,企业建立政治联系往往是为了向掌握资源分配权的政府或政府官员寻租。Shleifer and Vishny(1998)则发现,政府官员权力集中度较高,政治透明度越低,政府官员权力行使缺乏有效监督,那么政府官员手中的权力被寻租的情况就越盛行。注意到官员的权力是稀缺的,往往导致了显著的、“歧视性”的经济后果,譬如较为优惠的税率、较低利率的银行贷款、进入壁垒行业的许可(白重恩等,2005)。为此,寻租的潜在诱惑导致公司选择高昂的交易费用、去与政府官员建立政治联系。Chen et al. (2005)、Faccio(2006)、余明桂与潘红波(2008)、罗党论与唐清泉(2009)等均发现,在制度落后的国家或地区,企业的产权由于难以得到有效保护,所以建立政治联系成为企业应对市场、政府和法律失效的一种积极反应。

在中国转轨阶段的资本市场中,大量的企业不是依靠高强度的R&D投入、从事具有生产性的经营活动,而是投入大量的资源、不断从事非生产性的寻租活动如寻求建立政治联系等(杜兴强等,2010),寄希望于获得垄断与特权(张军,1995)、进入管制行业(罗党论与刘晓龙,2009)、获得准租金。试想:企业若能够通过寻租,获得短期的超额租金,又如何会有激励或动力从事R&D这种较高风险的活动?但是,应该注意到,寻租建立的政治联系可能会给企业带来短期利益,但可能却是以牺牲长远的发展为代价的。问题是,

当短视行为像传染病一样蔓延时,指责企业作为个体的短视行为于事无补。这就是典型的“个体理性导致集体理性衰败”。既然寻租活动(包括建立政治联系)是特定的利益集团为了谋取利益而对政府决策或政府官员开展游说的非生产性活动,对于经济增长往往具有严重的阻碍作用(Krueger, 1974),那么政治联系的存在很可能会导致稀缺性的资源集中于非生产性的领域,从而导致对R&D投资等生产性活动的挤出效应(Murphy et al., 1993)。

进一步,学者研究发现政治联系对企业产生的经济后果具有“双刃剑”性质(郭剑花与杜兴强, 2011)或不对称性(吴文锋等, 2009),所以本文有必要区分政治联系对上市公司R&D投资行为的影响究竟是否属于不利的经济后果。改革开放以来,我国经济的发展主要强调比较优势,为此“模仿创新”成了中国发展“赶超”战略的重要组成部分。但是,随着我国经济长期高速增长和GDP的不断攀升,国内经济学界却开始进行反思。因为,“模仿创新”方式从长远看无法形成企业的核心竞争力和持续竞争优势。为此,迫切需要从国家层面和企业层面上进行自主的科技创新,而这要求大量的R&D投资。的确,政府可以部分承担这一角色,资助部分重点企业的R&D投资,并希望能够带来对企业自发的R&D投资的“刺激效应”或“杠杆效应”。虽然政府资助上市公司的R&D投资本身逻辑并无偏误,然而遗憾的是在执行过程中却出现了偏差。一些地方的政府官员把在任期间推动多少家上市公司作为自己的政绩来抓,从而导致政治联系的上市公司更可能凭借与政府的良好关系,以财政补贴的形式、获得政府的R&D投资的资助。但是,政治联系的上市公司获得政府资助的R&D投资后,由于政府对该专项资金的监督弱化、甚至缺乏真正的动力去监督R&D投资的使用效率,从而导致政府资助的R&D资金并未发挥对企业自发的R&D投资所具有的“刺激效应”,反而进一步会导致对上市公司自发的R&D产生了“挤出”效应(孙杨等, 2009; 赵付民等, 2006)。上述阐述表明,政治联系对上市公司的R&D带来的经济后果总体上属于不利的影响。基于上述,本文提出如下的假设1:

假设1: 限定其他条件,政治联系对上市公司的R&D具有“挤出”效应,即政治联系抑制了R&D投资。

“预算软约束”理论认为,由于政府与国有企业的天然联系,国家对国有企业具有“父爱主义”情怀。因此,国有企业相对更容易获得各级政府的关爱、扶持,从而多处于垄断性质的行业之中。此外,“政治庇护”理论认为,政府官员会从国企的持续经营中获取政治收益和私有收益(譬如过度投资导致的GDP虚增、因面子工程等获得擢升),所以地方政府定会支持并偏爱当地国企(Shleifer and Vishny, 1994)。上述“预算软约束”理论和“政治庇护”理论揭示了国有企业和政府之间所天然具有的关系。政府把垄断与特权优先分配给国企(Allen et al., 2009)的行为,往往既导致了非国有企业的资源获取困境,进而扭曲资源配置效率,反过来又阻碍了国有企业的创新动力。具体到R&D投资领域,因为国有企业与政府之间的天然关系,再考虑到国有企业往往处于国家扶持的重点行业,所以国家往往向国有企业投入大量的R&D资金。赵付民等(2006)的研究表明,政府直接资助的R&D投资在国有企业中存在随时间而增强的趋势。孙杨等(2009)进一步发现,企业利用政府资金和企业自筹资金进行R&D投资的经济后果有显著的区别——因政府资助的R&D投资而增加的专利申请数显著低于企业自发进行R&D投资所增加的专利申请数。

Fan et al.(2007)揭示了国有企业中政治联系的普遍性。实际上,国有企业从国家获得的垄断或特权与其具有的政治联系紧密地联系在一起。设定政府资助国有企业的R&D投资,那么由于国有企业相对于非国有企业更加复杂的产权关系与代理问题,政府作为委托人,难以有效地监督代理人对R&D投资资金的使用效率。监督的乏力和良好的激励机制的缺失,导致国有企业对政府资助的R&D资金存在着“滥用”和“低效率使用”的特点(孙杨等, 2009)。换言之,国有企业凭借政治联系进一步强化了政企关系,往往可以位列“十一五”等国家重点扶持的产业之列,安享国家的产业优惠政策,并不断的获取政府高强度的R&D资金扶持,却难以保证国家投入的R&D资金的使用效率;结果,因为政治联系而获得政府资助的R&D投资,并未起到应有的“刺激效应”或“杠杆效应”,却降低了国有企业基于市场机制的、自发的R&D投入的激励。

本文进一步分析非国有企业的情况。对于非国有企业(特别是民营企业),由于产权难以得到有效保护,所以也有可能通过建立政治联系,积极应对市场、政府和法律失效(Chen et al., 2005; Faccio, 2006)。但民营企业建立政治联系的动机多是用来克服制度的缺乏对企业发展的阻碍,获得企业发展所需要的资金和其他稀缺的生产要素。非国有企业政治联系的建立,在一定程度上也可以获得政府的R&D资金的资助。与国有企业不同的是,赵付民等(2006)发现,政府对非国有企业的R&D投资资金的扶持,往往带来了一定的“刺激效应”或“杠杆效应”。换言之,伴随着因为政治联系而带来的、政府资助的R&D投入,非国有企业自主的R&D投资随之相应增加,且外部来源的资金支持对非国有企业的R&D活动的重要性下降,非国有企业逐渐开始按照自身生产系统的需要和产业发展的规律,自主的进行R&D投资。基于上述,我们提出如下的假设2:

假设2: 限定其他条件,相对于非国有上市公司,政治联系对国有上市公司的R&D投资存在负向影响。

R&D投资是企业获得持续性竞争优势的关键,但是不同企业的R&D投资需求存在差异。相比较而言,高科技企业要想在技术更新换代日新月异的市场经济中立足,意味着需要不断进行技术创新和持续进行R&D投入;甚至可以说,R&D投入及其与之伴随的新技术是高科技企业生存的根基,R&D投入是对新产品产出贡献最大的投入要素。那么,政治联系是否会对高科技企业的R&D产生挤出效应呢?

必须注意到,由于高科技企业往往可以享受国家的税收优惠,所以上市公司中存在典型的、针对高科技企业认定的“寻租行为”。政治联系的存在,使得原本不具有资质的企业摇身一变成为高科技企业,从而心安理得、却不恰当地享受各项税收优惠。按照此逻辑,这样的高科技企业不可能为了长远发展进行必要的R&D投资,从中我们看到了政治联系对R&D投资行为带来的抑制效应。一旦被贴上高科技企业的标签,上市公司往往就会利用既有的关系,特别是政治联系,来“攫取”、甚至是“窃取”税收豁免的利益。应该注意到,在我国资本市场各项制度发展尚不完善的情况下,政治联系的高科技企业往往可以通过游说(lobby)和寻租,获得一定的税收抵减或豁免效应,从而在一定程度上导致了政治联系对高科技企业R&D投资的挤出效应。至于非高科技企业,则往往依靠低廉的劳动力,在资本密集型行业中获得“规模效应”。因为非高科技企业的现实特征,为此政治联系对R&D的挤出可能并不具备显著的经济后果。基于上述,本文合乎逻辑地预期,相对于非高科技企业,政治联系对高科技企业R&D投入的挤出效应相对较为明显。为此,本文提出如下假设3:

假设3: 限定其他条件,相对于非高科技上市公司,政治联系对高科技上市公司的R&D投资存在负向影响。

三、研究设计

(一)模型与变量

为了检验研究假设1、2、3,本文构建了如下的模型(1)、(2):

$$RDDUM = \alpha_0 + \alpha_1 PCLAG + \alpha_2 HHI5 + \alpha_3 PLU + \alpha_4 INDR + \alpha_5 LNSIZE + \alpha_6 LEV + \alpha_7 ROALAG + \alpha_8 OCFLAG + \alpha_9 Tobin'Q + \alpha_{10} LISTAGE + \alpha_{11} STATE + \alpha_{12} MKT + \lambda IND + \omega YEAR + \epsilon \quad (1)$$

$$RD/R = \beta_0 + \beta_1 PCLAG + \beta_2 HHI5 + \beta_3 PLU + \beta_4 INDR + \beta_5 LNSIZE + \beta_6 LEV + \beta_7 ROALAG + \beta_8 OCFLAG + \beta_9 Tobin'Q + \beta_{10} LISTAGE + \beta_{11} STATE + \beta_{12} MKT + \lambda IND + \omega YEAR + \xi \quad (2)$$

模型(1)是LOGIT模型,被解释变量为“公司是否进行R&D投入”的虚拟变量(RDDUM);模型(2)是OLS模型,被解释变量为“R&D占销售收入的比例”(RD/R),即R&D的投资强度。模型(1)、(2)的主要解释变量

为滞后一期的政治联系变量PCLAG,滞后一期的目的是为了降低政治联系与R&D之间可能存在的内生性。

模型(1)、(2)的控制变量包括:前五大股东持股的集中度(HHI5),董事长、总经理是否两职合一的虚拟变量(PLU),独立董事比例(INDR),公司规模变量(LNSIZE),公司上期末的业绩 (ROALAG),经营活动现金流(OCFLAG)、增长机会(TOBIN'Q)、资产负债率(LEV),上市年限(LISTAGE),最终控制人性性质 (STATE),市场化进程指数(MKT),行业虚拟变量(IND)与年度虚拟变量(YEAR)。模型(1)–(2)各变量具体定义可参见表1。

表1 变量及定义

| 变量 | 定义 |
|---------|--|
| RDDUM | 研究开发(R&D)的虚拟变量。若上市公司存在研究开发活动,则RDDUM=1,否则RDDUM=0。 |
| RD/R | 研究开发的强度,等于“上市公司R&D投资金额/销售收入”。 |
| PCLAG | 政治联系虚拟变量。若上市公司的关键高管(董事长和总经理)曾经在党委(含纪委)、政府、人大或政协常设机构、法院、检察院任职,则认为关键高管具有政治联系,赋值为1,否则取0(参考Fan et al., 2007)。本文中,PCLAG代表滞后一期的政治联系变量,目的是为了控制可能的内生性。 |
| HHI5 | 上市公司前5大股东持股比例的赫斯菲尔德指数(前5大股东持股比例的平方和),用来控制股权结构的影响。 |
| PLU | 董事长与总经理是否合二为一的虚拟变量。若董事长与总经理两职合一,则PLU=1,否则为0。 |
| INDR | 独立董事比例,等于“独立董事人数÷董事会总人数”。 |
| LNSIZE | 年初资产规模的自然对数。 |
| LEV | 上期资产负债率,等于“期末负债÷期末总资产”。 |
| ROALAG | 上期的公司业绩,用总资产收益率衡量。 |
| OCFLAG | 滞后一期的经营活动现金流÷期初的总资产(Bhagat and Welch,1995; Fazzari et al.,1988)。 |
| TOBIN'Q | (流通股×年末股票价格+非流通股×每股净资产+负债总额)/企业总资产的账面价值,用以衡量企业的投资机会(Bhagat and Welch,1995; Fazzari et al.,1988)。 |
| LISTAGE | 公司的上市年限。 |
| STATE | 最终控制人性质的虚拟变量。若上市公司为国有企业,则STATE=1,否则为0。 |
| MKT | 上市公司注册地所在省、自治区或直辖市的市场化相对进程指数,取自樊纲等(2009)。 |
| IND | 行业虚拟变量。 |
| YEAR | 年度虚拟变量。 |

(二)样本选择与数据来源

本文选择2005—2009年期间中国资本市场A股上市公司进行研究(考虑到滞后因素,政治联系的数据期间为2004—2008年),并按照如下原则进行样本的筛选:(1)删除金融、保险类上市公司的观测值;(2)删除交叉上市的公司观测值;(3)删除ST、*ST、暂停上市等股票处于非正常交易状态的上市公司的观测值;(4)删除相关信息缺失,以至于无法判断R&D、关键高管政治联系有关情况的观测值;(5)删除财务数据缺失的观测值。最终,本文得到共计5374个观测值,具体情况如表2。

表2结果揭示了如下的总体变化趋势:(1)研究开发成本虚拟变量RDDUM呈现出明显的、逐年增加的趋势;样本范围内,RDDUM平均比例为25.01%,说明大约25.01%的公司/年的观测值披露了研究开发活动(R&D)的有关信息和相关数据。(2)与R&D数据对应的、滞后一期的政治联系变量PCLAG平均比例为22.03%,而且政治联系的比例随时间的推移而呈现出逐渐降低的总体趋势,这与中国建立“政企分开”的现代企业制度的根本性目标相吻合。

R&D数据与关键高管政治联系的数据,来自于本文作者的手工搜集。此外,本文研究所使用的前五大股东持股比例、董事长和总经理两职合一、行业等数据来自WIND金融数据库,其他财务数据则来自CS-MAR数据库,制度环境变量来自于樊纲等(2009)。为了克服极端值的影响,本文对连续变量(如LNSIZE、LEV等)按照1%与99%分位进行了Winsorize缩尾处理,借以降低极端值的影响,增加研究结果的可靠性。

表2 样本分布情况

| 年度 | 观测值 | RDDUM | | PCLAG | |
|------|------|-------|--------|-------|--------|
| | | 观测值 | 比例 | 观测值 | 比例 |
| 2005 | 941 | 171 | 18.17% | 255 | 27.10% |
| 2006 | 1060 | 213 | 20.09% | 228 | 21.51% |
| 2007 | 1040 | 253 | 24.33% | 215 | 20.67% |
| 2008 | 1110 | 321 | 28.92% | 220 | 19.82% |
| 2009 | 1223 | 386 | 31.56% | 266 | 21.75% |
| 合计 | 5374 | 1344 | 25.01% | 1184 | 22.03% |

四、描述性统计与相关性分析

(一)描述性统计

表3提供了本文研究相关变量(缩尾后)的描述性统计结果。研究开发支出的虚拟变量RDDUM的均值为0.2501,说明在样本范围内,约25.01%的上市公司存在研发活动。RD/R的描述性结果显示,总体上我国上市公司R&D支出金额仅大约占销售收入的0.37%,最大比例约为13.90%,最小的为0。PCLAG均值为0.2203,说明22.03%的中国上市公司的关键高管具有政治联系。

控制变量方面,HHI5的结果表明,中国上市公司的股权集中度差异很大,最大为72.65%、最小仅为1.35%。PLU的结果表明,大约12.47%的上市公司董事长和总理由同一人兼任。INDR的中位数为0.3333、均值为0.3561,说明上市公司在很大程度上是迎合证监会明文要求的独立董事比例(1/3)。LNSIZE描述性统计结果显示,中国上市公司资产规模差异巨大,这与我国资本市场主板、中小板的战略规划有一定的关系。LEV的结果表明,中国上市公司的负债水平相差甚大(最大为99.01%、最小仅为6.88%)、但总体上偏高(均值为50.44%)。LISTAGE的结果揭示本文样本范围内公司的上市年限最长为20年、最短为2年、平均约为9.59年,这与中国资本市场起步较晚的新兴资本市场特征基本吻合。ROALAG的结果显示,中国上市公司业绩差异巨大,业绩最佳的上市公司资产收益率高达36.15%、最差的不仅亏损、而且亏损相当严重——资产收益率为-29.11%;此外,上市公司总体盈利状况一般,平均的资产收益率仅为4.46%。OCFLAG的结果揭示,我国上市公司的经营活动的现金流迥异,最大值为资产规模的41.57%,最小为负、且占到资产规模的34.69%。TOBIN'Q最大值大约为7.4451,最小值仅为0.8951,说明了上市公司的增长机会存在着较大的差异。STATE的均值为0.6814,说明大约68.14%的观测值最终控制人为各级政府、或政府直接控制的国有企业。MKT结果显示,中国上市公司所处省份的市场化进程差异较大。

表3 本文变量的描述性统计(N=5374)

| 变量 | 均值 | 标准差 | 最小值 | 1/4分位 | 中位数 | 3/4分位 | 最大值 |
|----------|---------|--------|---------|---------|---------|---------|---------|
| RDDUM | 0.2501 | 0.4331 | 0 | 0 | 0 | 1 | 1 |
| RD/R (%) | 0.3703 | 1.2381 | 0 | 0 | 0 | 0.0001 | 13.9023 |
| PCLAG | 0.2203 | 0.4145 | 0 | 0 | 0 | 0 | 1 |
| HHI5 | 0.1792 | 0.1252 | 0.0135 | 0.0812 | 0.1467 | 0.2547 | 0.7265 |
| PLU | 0.1247 | 0.3304 | 0 | 0 | 0 | 0 | 1 |
| INDR | 0.3561 | 0.0477 | 0.0833 | 0.3333 | 0.3333 | 0.3750 | 0.7143 |
| LNSIZE | 21.6389 | 1.0882 | 19.3326 | 20.8642 | 21.5288 | 22.2617 | 25.6477 |
| LEV | 0.5044 | 0.1807 | 0.0688 | 0.3765 | 0.5164 | 0.6382 | 0.9901 |
| ROALAG | 0.0446 | 0.0656 | -0.2911 | 0.0130 | 0.0357 | 0.0697 | 0.3615 |
| OCFLAG | 0.0642 | 0.0964 | -0.3469 | 0.0153 | 0.0611 | 0.1128 | 0.4157 |
| TOBIN'Q | 1.7198 | 0.9362 | 0.8951 | 1.1206 | 1.3935 | 1.9617 | 7.4451 |
| LISTAGE | 9.5917 | 3.8657 | 2 | 7 | 10 | 13 | 20 |
| STATE | 0.6814 | 0.4660 | 0 | 0 | 1 | 1 | 1 |
| MKT | 8.6730 | 2.0408 | 2.64 | 7.07 | 8.81 | 10.55 | 11.71 |

(二)单变量T/Z检验与主要变量的Pearson相关性分析

表4的Panel.A报告了单变量T/Z检验结果。表4的Panel.A结果揭示,高管具有政治联系的上市公司进行研究开发的可能性(RDDUM)显著更低,T/Z检验的结果均在1%的水平上显著为负;进一步,高管具有政治联系的上市公司研究开发的强度(RD/R)显著地更低、T/Z检验的结果均在1%的水平上显著为负。上述结果支持了本文最基本的假设1。

表4的Panel.B报告了本文被解释变量RDDUM、RD/R与主要的解释变量PCLAG之间的Pearson相关性分析的结果。上述结果表明,RDDUM与PCLAG在1%的水平上显著负相关,且RD/R与PCLAG也在1%的水平上显著负相关。上述结果联合表明,在全样本情况下,政治联系PCLAG的确显著导致了上市公司总体上显著更低的R&D投资概率、显著更低的R&D投资强度。本文的假设1再次被经验证据所初步支持。

表4 单变量T/Z检验与主要变量的Pearson相关性分析

Panel A: 单变量T/Z检验

| 变量 | PCLAG=1 | | PCLAG=0 | | t值(P值) | z值(P值) |
|-------|---------|-----|---------|-----|------------------|------------------|
| | 均值 | 中位数 | 均值 | 中位数 | | |
| RDDUM | 0.1799 | 0 | 0.2699 | 0 | -6.87***(<.0001) | -6.32***(<.0001) |
| RD/R | 0.2285 | 0 | 0.4103 | 0 | -5.45***(<.0001) | -6.51***(<.0001) |

Panel B: 主要变量的Pearson相关性分析

| 变量 | RDDUM | RD/R | PCLAG |
|-------|------------|------------|-------|
| RDDUM | 1 | | |
| RD/R | 0.5179*** | 1 | |
| PCLAG | -0.0862*** | -0.0609*** | 1 |

注: ***, **, *分别代表1%、5%、10%的显著性水平(双尾)。

五、实证研究结果及分析

(一)样本选择偏差检验

上市公司未披露R&D相关信息存在两种可能:一是该公司的确没有进行R&D投资,二是该公司进行了R&D投资、但未披露相关信息。若是第二种情况,则可能造成样本选择偏误问题。注意到表3所报告 RDDUM均值为25.01%,说明本文样本范围内仅有25.01%的上市公司报告了R&D投资的相关信息。参考Hall and Oriani (2006),在进行相关的多元回归分析之前,首先利用如下的Probit模型(3)、判断本文样本是否存在选择偏差:

$$DISCLOSE = \gamma_0 + \gamma_1 INDRD + \gamma_2 INCREA + \gamma_3 LNSIZE + \gamma_4 LEV + \omega YEAR + \psi \quad (3)$$

模型(3)是 *Probit* 模型,被解释变量为“公司是否披露 R&D 信息”(DISCLOSE)——公司是否进行 R&D 信息的披露的虚拟变量,当公司披露研发投资信息时取值为 1,否则取值为 0。

模型(3)的解释变量包括:(1)公司所在行业研发投资强度(INDRD)——等于“行业研发投资总额与行业总产值之比”(Hall and Oriani, 2006);(2)行业增长率(INCREA)——行业总产值的增长率(Hall and Oriani, 2006);(3)公司规模(LNSIZE);(4)公司资产负债率(LEV)。

表 5 的检验结果显示,DISCLOSE 与 INDRD 在 1%的水平上显著正相关(系数=1.1041, t 值=11.09),说明从行业数据来看,行业研发投资强度越大,其上市公司中披露研发投资数据的就越多。本文样本不存在样本选择偏误。此外,DISCLOSE 与行业增长率 INCREA、资产负债率 LEV 分别在 10%、1%的水平上显著负相关,说明增长越快的行业的上市公司、资产负债率越高的上市公司,进行 R&D 投资、且披露 R&D 信息的概率越低。

表 5 样本选择偏差检验

| 变量 | 系数 | t 值 | P 值 |
|------------|------------|-------|---------|
| 截距 | -0.6029 | -1.63 | 0.1042 |
| INDRD | 1.1041*** | 11.09 | <0.0001 |
| INCREA | -0.1348* | -1.79 | 0.0737 |
| LNSIZE | 0.0009 | 0.05 | 0.9569 |
| LEV | -0.5067*** | -4.75 | <0.0001 |
| YEAR | 控制 | | |
| 观测值 | 5374 | | |
| McF_R^2 | 24.29% | | |

注:***、**、*分别代表1%、5%、10%的显著性水平(双尾),所有 t 值均经过了 Huber-White 调整。

(二)政治联系对 R&D 的挤出效应:全样本的回归结果

表 6 报告了全样本的总体回归结果。表 6 的第(1)列结果揭示, RDDUM 与 PCLAG 在 1%的水平上显著负相关(系数=-0.2789, t =-2.94),说明政治联系显著降低了中国上市公司进行研发活动的可能性。参考 Wooldridge(2009)的方法进行概率转换后发现, PCLAG 对 RDDUM 的边际影响大约为-4.15%,即政治联系因素的存在、导致了上市公司的 R&D 投资概率降低了 4.15%。表 6 的第(2)列结果表明, RD/R 与 PCLAG 在 1%的水平上显著负相关(系数=-0.0720, t =-2.63),说明政治联系显著导致了上市公司 R&D 投资强度的下降;具体地,政治联系“挤出”的 R&D 投资金额大约为上市公司营业收入的 7.20%。可见,政治联系对 R&D 投资概率与投资金额的挤出效应,不仅统计上显著,而且具有重要的经济后果和一定的经济意义。表 6 的第(1)、(2)列的结果联合支持了本文的假设 1,即政治联系对我国上市公司的 R&D 投资产生了显著的挤出效应。

表6 政治联系与R&D投资:全样本检验

| 变量 | (1)RDDUM | | (2)RD/R | |
|------------|------------|-------|------------|-------|
| | 系数 | t值 | 系数 | t值 |
| 截距 | -1.4441 | -1.47 | 0.9712*** | 2.58 |
| PCLAG | -0.2789*** | -2.94 | -0.0720*** | -2.63 |
| HHI5 | 0.9474*** | 2.89 | -0.3162*** | -2.69 |
| INDR | 0.0252 | 0.03 | 0.4775 | 1.42 |
| PLU | 0.1139 | 1.04 | 0.1161** | 1.99 |
| LNSIZE | -0.0472 | -1.08 | -0.0441*** | -2.62 |
| LEV | -0.2805 | -1.19 | -0.2591*** | -2.74 |
| ROALAG | 2.6316*** | 3.82 | 1.4076*** | 3.19 |
| OCFLAG | -0.3316 | -0.74 | -0.2363 | -1.62 |
| TOBIN'Q | -0.0131 | -0.27 | 0.1029*** | 3.13 |
| LISTAGE | -0.0753*** | -6.86 | -0.0550*** | -9.48 |
| STATE | 0.2170** | 2.52 | 0.0271 | 0.75 |
| MKT | 0.0738*** | 3.96 | 0.0647*** | 8.23 |
| IND | 控制 | | 控制 | |
| YEAR | 控制 | | 控制 | |
| 观测值 | 5374 | | 5374 | |
| McF_R^2 | 9.33% | | 10.45% | |
| LR/F值 | 490.11*** | | 29.03*** | |

注:***、**、*分别代表1%、5%、10%的显著性水平(双尾);所有t值均经过了Huber-White调整(Logistic)或White异方差调整(OLS)。

表6的控制变量情况如下:(1)RDDUM与HHI5在1%的水平上显著正相关,说明股权集中度越高,上市公司进行R&D投资的概率越高。RD/R与HHI5在1%的水平上显著负相关,揭示了股权集中度越高,上市公司R&D投资的强度越低。(2)RDDUM、RD/R均与ROALAG显著正相关,说明上期的公司业绩越佳,上市公司越可能进行R&D投资、且R&D投资强度越大。(3)RDDUM、RD/R均与LISTAGE在1%的水平上显著负相关,说明上市时间越长,公司进行R&D投资的概率和强度均显著地更低。(4)RDDUM、RD/R均与MKT显著正相关,说明市场化进程越快的地区的上市公司,越可能进行R&D投资、R&D投资强度越大。这一现象不难理解,因为市场化进程越快,竞争就越激烈,企业为了更好的生存和发展,就必须不断的实现技术的更新,保持领先性和竞争优势。

RD/R与PLU显著正相关,说明董事长与总经理的两职合一增加了上市公司R&D投资的强度;RD/R与LEV显著负相关,说明资产负债率越高,债权人对该公司的现金流约束效应可能就越强,从而导致上市公司R&D投资强度的降低。RD/R与LNSIZE显著负相关,说明规模越大,上市公司可能越会形成“规模效应”的惯性,从而可能会放松对R&D投资强度的关注。RD/R与TOBIN'Q显著正相关,说明公司增长前景越佳,越会导致上市公司的R&D投资强度的提高。

此外,RDDUM与STATE显著正相关,说明国有企业进行R&D投资的概率越高,原因可能在于:国有企业往往关系国计民生、且往往处于国家“十五”、“十一五”等中长期战略规划所重点扶持的行业,国家可能会以各种政策吸引、激励国有企业去进行研发活动。换言之,国有企业的R&D投资概率显著更高,可能是基于国家对R&D投入层面、而非企业自发、主动的R&D投资。

(三)政治联系对R&D的挤出效应:分组检验

1.依据最终控制人性质的分组检验

表7的左半部分的第(1)–(4)列报告了根据上市公司的最终控制人性质的不同,划分为国有上市公司与非国有上市公司两个子样本的分组回归结果。表7的第(1)列表明,RDDUM与PCLAG在1%的水平上显著负相关(系数=-0.4189, $t=-3.62$),说明政治联系的确显著降低了国有上市公司R&D投资的概率,且边际影响大约为-5.42%。表7的第(2)列表明,RD/R与PCLAG在1%的水平上显著负相关(系数=-0.0812, $t=-2.81$),说明政治联系显著降低了国有上市公司的R&D投资的强度;更具体地,政治联系的存在,使得国有上市公司的R&D投资金额下降了大约营业收入的8.12%。但是,表7的第(3)、(4)列揭示,在非国有上市公司中,RDDUM、RD/R与PCLAG不存在显著的相关性。上述结果联合支持了本文的假设2,即相对于非国有上市公司,政治联系对国有上市公司的R&D产生了显著的挤出效应。

控制变量方面,表7与表5基本一致。但有一个问题需要说明。表5中,国有企业虚拟变量STATE的系数显著为正;表7的结果则表明,政治联系对国有上市公司的R&D存在显著的挤出效应。这两个结论并不矛盾。表5的STATE的系数捕捉的是国有企业相对于非国有企业的R&D投资的差异;表5中,STATE的系数显著为正,说明相对于民营企业,国有企业R&D投资概率更高、R&D投资强度更大。而表7的国有企业分组则捕捉了STATE*PCLAG对R&D行为的影响。表7所揭示的、政治联系对国有上市公司R&D投资概率与投资强度具有的挤出效应,是对表5内容的进一步补充。

2.政治联系与R&D投资:基于高科技行业与否的分组测试

表7右半部分第(5)–(8)列,提供了按照高科技行业与否分组的结果。本文根据《中国高新技术产业》分类中的17个细分行业,对照证监会的行业分类(四位数代码),划分高科技行业与非高科技行业。本文对假设3的检验,采取了公司固定效应(*firm-level fixed effects*)回归,借以尽可能地减轻由于依据行业划分高科技企业、非高科技企业过程中产生的偏差(Kim et al, 2011; Larker and Rusticus, 2010)。而且,采纳固定效应回归的确显著提高了模型的解释力。

表7的第(5)列表明,高科技企业的RDDUM与PCLAG在1%的水平上显著负相关(系数=-3.1459, $\chi^2=$

8.40),说明政治联系显著降低了高科技企业R&D投资的概率;进一步,政治联系对高科技行业R&D投资概率的边际影响为-33.88%;第(7)列表明,非高科技企业的RDDUM与PCLAG在5%的水平上显著负相关(系数=-0.9161, $\chi^2=4.64$),说明政治联系也降低了非高科技企业R&D投资的概率,但边际影响非常低,接近于0。政治联系对高科技企业R&D挤出效应的边际影响(-33.88%)远大于对非高科技企业的边际影响(<0.01%)的事实,支持了本文的假设3。当被解释变量为R&D投资的强度即RD/R时,表7的第(6)列表明,RD/R与PCLAG在5%的水平上显著负相关(系数=-0.2685, $t=-2.08$),说明政治联系显著降低了高科技企业R&D投资的强度,降低的金额大致约为公司营业收入的26.85%。但是,第(8)列则表明,在非高科技企业组,D/R与PCLAG负相关、但不显著。上述结果联合表明,本文的假设3得到经验证据的支持。

(四)敏感性测试

为了检验本文结果的可靠性,我们实施了如下的敏感性测试:

(1)固定效应回归(*fixed effect regression*)控制内生性。考虑到政治联系与R&D之间的内生性,本文采取了固定效应回归,重新进行正文的研究,发现本文的结果保持不变。具体地,在全样本下,RDDUM与PCLAG在1%的水平上显著负相关(系数=-0.9930, $\chi^2=11.61$),RD/R与PCLAG在10%的水平上显著负相关(系数=-0.0894, $t=-1.69$)。

(2)全部高管的政治联系。本文以全部高管(除独立董事外)的政治联系替代关键高管的政治联系,进行敏感性测试。研究结果表明,RDDUM与PCLAG在1%的水平上显著负相关(系数=-0.2030, $t=-2.99$),RD/R与PCLAG亦在5%的水平上显著负相关(系数=-0.0251, $t=-2.05$)该结果与正文结果保持一致。

(3)2005—2006年与2007—2009年的时间区间进行分组。2006年之前,上市公司的R&D支出计入“管理费用”,仅在研究成功时才将注册费等一些附加费用资本化为无形资产的成本;2007年开始我国允许R&D的开发支出部分可以“条件资本化”。上述会计政策的变化可能会对企业的研发行为带来一定的影响,譬如可能会有一些企业因利润压力而选择隐而不报、或推迟确认R&D支出。为此,本文划分2005—2006年与2007—2009年共两个时间区间,分别研究政治联系对R&D行为的影响。研究结果表明,2005—2006年期间,RDDUM与PCLAG在5%的水平上显著负相关(系数=-0.3073, $t=-2.00$),RD/R与PCLAG在10.79%的水平上边际显著负相关(系数=-0.0335, $t=-1.61$, $p=0.1079$)。在2007—2009年,RDDUM与PCLAG在1%的水平上显著负相关(系数=-0.3210, $t=-2.92$),RD/R与PCLAG也在5%的水平上显著负相关(系数=-0.1054, $t=-2.16$)。该结果与正文结果保持一致,同时说明了《企业会计准则(2006)》颁布未对本文的结果带来影响。

(4)在分析政治联系对上市公司R&D投资的影响时,本文采纳滞后一期的PCLAG来控制可能存在的内生性,理由在于:Kim et al. (2011)与Larker and Rusticus(2010)均指出,Heckman二阶段等控制内生性的方法,对变量选择与模型设定过于敏感,从而未必比OLS回归或Logistic回归更好。尽管如此,本文仍采取了Heckman(1979)二阶段回归,估计“逆米尔斯”(IMR)比率、代入第二阶段政治联系对R&D投资的回归中,借以控制内生性。研究结果表明,原文的结果保持不变。

六、结论与进一步的研究方向

本文实证研究了关键高管具有的政治联系对上市公司R&D投资行为的影响。研究结果表明,政治联系显著导致了对公司R&D的挤出效应,即政治联系的上市公司投资于R&D的概率更小、R&D投资强度更低。进一步,相对于非国有上市公司,政治联系对国有上市公司的R&D产生了显著的挤出效应;按照高科技与否分组的结果表明,政治联系仅对高科技上市公司的R&D产生了显著的挤出效应。

表7 政治联系与R&D投资:分组检验

| 变量 | (1)国有企业与否的分组 | | | | (2)高科技企业与否的分组 | | | |
|----------------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|----------------------|----------------------|---------------------|--------------------|
| | 国有企业 | | 非国有企业 | | 高科技企业 | | 非高科技企业 | |
| | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) | (6) | (7) | (8) |
| | RDDUM | RD/R | RDDUM | RD/R | RDDUM | RD/R | RDDUM | RD/R |
| | 系数(t 值) | 系数(t 值) | 系数(t 值) | 系数(t 值) | 系数(χ^2) | 系数(t 值) | 系数(χ^2) | 系数(t 值) |
| 截距 | -1.6223 (-1.43) | 0.6399* (1.73) | 0.7647 (0.36) | 2.2741** (2.23) | -24.5044 (0.16) | 0.1540 (0.05) | -17.7498 (0.16) | -1.1730 (-0.74) |
| PCLAG | -0.4189*** (-3.62) | -0.0812*** (-2.81) | 0.1241 (0.71) | -0.0343 (-0.54) | -3.1459*** (8.40) | -0.2685** (-2.08) | -0.9161** (4.64) | -0.0516 (-1.04) |
| HHI5 | 1.2538*** (3.37) | -0.1658 (-1.29) | -0.1618 (-0.22) | -0.7770*** (-2.63) | -10.6275 (2.19) | 1.3524* (1.87) | -0.4187 (0.04) | 0.2058 (0.77) |
| INDR | -1.1812 (-1.27) | -0.1017 (-0.37) | 2.1595 (1.51) | 1.5256* (1.75) | -3.3267 (0.35) | -0.7087 (-0.79) | -4.9512* (2.77) | -0.1332 (-0.35) |
| PLU | 0.2030 (1.43) | 0.1948*** (2.65) | -0.1143 (-0.65) | -0.0316 (-0.32) | -0.8973 (1.13) | -0.0709 (-0.46) | 0.2629 (0.25) | 0.0628 (0.90) |
| LNSIZE | -0.0209 (-0.42) | -0.0278 (-1.51) | -0.1210 (-1.24) | -0.0930** (-2.44) | 1.7292 (2.38) | -0.0640 (-0.51) | 0.0630 (0.02) | 0.0412 (0.80) |
| LEV | -0.1201 (-0.43) | -0.1490 (-1.28) | -0.6130 (-1.36) | -0.4068** (-2.44) | -0.0695 (0.00) | -1.1219** (-2.51) | 0.5564 (0.16) | -0.1335 (-0.81) |
| ROALAG | 2.5473*** (3.01) | 1.0350* (1.94) | 2.4715** (1.98) | 1.9107** (2.48) | -2.9415 (0.41) | -0.0329 (-0.05) | -0.0535 (0.00) | 0.2316 (0.78) |
| OCFLAG | -0.9260* (-1.66) | -0.3794** (-2.18) | 0.8900 (1.13) | 0.1234 (0.44) | 9.4123** (5.17) | 0.1102 (0.24) | 1.0205 (0.67) | 0.0255 (0.17) |
| TOBIN'Q | -0.0155 (-0.24) | 0.0958** (2.13) | -0.0805 (-1.02) | 0.0759 (1.49) | -0.4222 (1.90) | -0.1151** (-2.20) | -0.2864* (2.54) | -0.0140 (-0.61) |
| LISTAGE | -0.0375*** (-2.74) | -0.0324*** (-4.64) | -0.1421*** (-6.74) | -0.0931*** (-9.18) | 0.4225 (0.48) | 0.1078 (1.02) | 0.2935 (1.36) | -0.0556 (-1.30) |
| STATE | | | | | -1.4355 (0.65) | 0.2612 (0.99) | -0.3372 (0.17) | -0.0326 (-0.31) |
| MKT | 0.0367 (1.60) | 0.0513*** (5.03) | 0.1401*** (3.89) | 0.0753*** (5.70) | -1.4190 (0.64) | 0.1924 (0.90) | 0.7898 (1.48) | 0.0584 (0.75) |
| IND | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 不控制 | 不控制 | 不控制 | 不控制 |
| YEAR | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 |
| 观测值 | 3662 | 3662 | 1712 | 1712 | 1655 | 1655 | 3719 | 3719 |
| McF_R^2 / adj_R^2 | 8.88% | 6.58% | 14.21% | 16.61% | 59.75% | 63.72% | 45.37% | 61.76% |
| LR/F 值 | 327.03*** | 13.51*** | 222.90*** | 15.98*** | 460.54*** | 4.62*** | 2019.00*** | 4.36*** |

注:***、**、*分别代表1%、5%、10%的显著性水平(双尾);所有t值均经过了Huber-White 调整(Logistic)或White 异方差调整(OLS)。

本文的研究结果揭示了政治联系这一非正式的制度安排对上市公司R&D所带来的挤出效应。研究结果的启示和政策方面的借鉴之处在于：第一，寻租引发的政治联系对R&D具有显著的“挤出”效应，为此应该继续贯彻“政企分开”的市场化改革策略，减少政府对企业、特别是国有企业的“干预”，使得企业按照市场化规律运营，借以激励企业自主地进行R&D投资，促使长期绩效的改善。第二，强化政府对企业投入的R&D资金的监管，有效地评估该部分资金的使用效率，使政府资助的R&D投资能够对企业自发的R&D投资起到“杠杆效应”或“刺激效应”。第三，政府应该扮演守夜人的角色，以积极的政策引导企业进行市场化的R&D投入，增加科技创新和国际竞争力。

当然，本文也存在着一定的局限性。(1)由于研究区间较短，随着数据库构建的完善，使得研究结论在更长的时间区间内经受检验，是本文进一步的努力方向。(2)本文仅研究了政府官员类政治联系对上市公司R&D的挤出效应，而企业家参政议政形式等其他类型的政治联系是否对R&D具有类似的挤出效应或带来其他的经济后果，需要进一步的深入研究。(3)由于受到数据的限制，本文无法对上市公司主动、自发的R&D投资与国家扶持的R&D投资进行精确地区分，从而使得本文的研究结果有待细化。

参考文献

- [1] 白重恩、路江涌、陶志刚, 2005:《中国私营企业银行贷款的经验研究》,《经济学季刊》第3期,第605—622页。
- [2] 杜兴强、陈韞慧、杜颖洁, 2010:《寻租、政治联系与真实业绩:基于民营上市公司的经验证据》,《金融研究》第10期,第135-157页。
- [3] 杜兴强、曾泉、王亚男, 2012:《寻租、R&D投资与公司业绩:基于民营上市公司的经验证据》,《投资研究》第1期,第57-70页。
- [4] 樊纲、王小鲁、朱恒鹏, 2009:《中国市场化指数——各地区市场化相对进程报告》,经济科学出版社。
- [5] 郭剑花、杜兴强, 2011,《政治联系、预算软约束与政府补助的配置效率》,《金融研究》第2期,第114—128页。
- [6] 林毅夫, 2006:《李约瑟之谜、韦伯疑问与中国的奇迹:自宋以来的长期经济发展》,北京大学中国经济研究中心工作论文, No.C2006019。
- [7] 罗党论、唐清泉, 2009:《中国民营上市公司制度环境与绩效问题研究》,《经济研究》第2期,第106-118页。
- [8] 罗党论、刘晓龙, 2009:《政治关系、进入壁垒与企业绩效》,《管理世界》第5期,第97—106页。
- [9] 潘红波、夏新平、余明桂, 2008:《政府干预、政治关联与地方国有企业并购》,《经济研究》第4期,第41-52页。
- [10] 孙杨、许承明、夏锐, 2009:《研发资金投入渠道的差异对科技创新的影响分析》,《金融研究》第9期,第165—174页。
- [11] 王红领、李稻葵、冯俊新, 2006:《FDI与自主研发:基于行业数据的经验研究》,《经济研究》第2期,第44—56页。
- [12] 吴文锋、吴冲峰、芮萌, 2009:《中国上市公司高管的政府背景与税收优惠》,《管理世界》第3期,第134-142页。
- [13] 余明桂、潘红波, 2008:《政治关系、制度环境与民营企业银行贷款》,《管理世界》第8期,第9-21页。
- [14] 张军, 1995:《特权与优惠的经济学分析》,上海:立信会计出版社。
- [15] 张维迎, 1999:《企业理论与现代企业改革》,北京:北京大学出版社。
- [16] 赵付民、苏盛安、邹珊刚, 2006:《我国政府科技投入对大中型工业企业R&D投入的影响分析》,《研究与发展管理》第4期,第78-85页。
- [17] Adhikari, A., Derashid, C., and Zhang, H. 2006, “Public Policy, Political Connections, and Effective Tax Rates: Longitudinal Evidence from Malaysia”, *Journal of Accounting and Public Policy* 25: 574 – 595.
- [18] Allen, F., Qian, J., and Qian M. 2005, “Law, Finance, and Economic Growth in China”, *Journal of Financial Economics* 77: 57-116.
- [19] Allen, F., R. Chakrabarti, S. De, J. Qian, and M.J. Qian, 2009, “Law, Institutions and Finance in China and India”, in Eichengreen, B., P. Gupta, and R. Kumar (eds.), *Emerging Giants: China and India in the World Economy*.
- [20] Bhagat, S. and I. Welch, 1995, “Corporate Research & Development Investments: International Comparisons”, *Journal of Accounting and Economics* 19: 443-470.

- [21] Chen C., Z. Li, and X. Su, 2005, “Rent Seeking Incentives, Political Connections and Organization Structure: Empirical Evidence from Listed Family Firms in China”, Working paper, The Chinese University of Hong Kong.
- [22] Claessens, S., E. Feijend and L. Laeven, 2008, “Political Connections and Preferential Access to Finance: The Role of Campaign Contributions”, *Journal of Financial Economics* 88(3): 554-580.
- [23] Faccio M., R. W. Masulis and J. J. McConnell, 2006, “Political Connections and Corporate Bailouts,” *The Journal of Finance*, 61(6): 2597-2635.
- [24] Fan, J. P.H., T.J. Wong, and T. Zhang, 2007, “Politically-Connected CEOs, Corporate Governance, and Post-IPO Performance Of China’s Newly Partially Privatized Firms”, *Journal of Financial Economics* 84:330 – 357.
- [25] Fazzari, S. M., R. G. Hubbard, and B C. Petersen, 1988, “Financing Constraints and Corporate Investment”, From *Brookings Papers on Economic Activity* (1): 141-195.
- [26] Fisman, R. 2001, “Estimating the Value of Political Connections”, *The American Economic Review* 91: 1095- 1102.
- [27] Hall B., R., Oriani, 2006, “Does the Market Value R&D Investment by European Firms? Evidence from a Panel of Manufacturing Firms in France, Germany, and Italy”, *International Journal of Industrial Organization* 24: 971- 993.
- [28] Heckman, J., 1979, “Sample Selection Bias as a Specification Error”, *Econometrica*, 47(1): 153-161.
- [29] Khwaja, A.I. and A. Mian, 2005, “Do Lenders Favor Politically-Connected Firms? Rent Provision in an Emerging Financial Market”, *Quarterly Journal of Economics*, 120(4): 1371 – 1411.
- [30] Kim Jeong-Bon, Simunic, Dan A., Stein Michael T., Yi Cheong H., 2011, “Voluntary Audits and the Cost of Debt Capital for Privately Held Firms: Korean Evidence”, *Contemporary Accounting Research* 28(2): 585-615.
- [31] Krueger, 1974, “The Political Economy of the Rent-Seeking Society”, *The American Economic Review* 64:291 – 303.
- [32] Larker, D. K., Rusticus T.O., 2010, “On the Use of Instrumental Variables in Accounting Research”, *Journal of Accounting and Economics* 49: 186-205.
- [33] Leuz, C., and Oberholzer-Gee, F. 2006, “Political Relationships, Global Financing, and Corporate Transparency: Evidence from Indonesia”, *Journal of Financial Economics* 81: 411 – 439.
- [34] Maddison, A., 1998, *Chinese Economic Performance in the Long Run*, Paris, OECD.
- [35] Murphy, K., A. Shleifer, and R. Vishny, 1993, “Why is Rent-Seeking Costly to Growth?” *American Economic Review*, 83 (2): 409 – 414.
- [36] Shleifer, A., and Vishny, R. W. 1994, “Politicians and Firms”, *Quarterly Journal of Economics* 109: 995 – 1025.
- [37] Shleifer, A., and R. Vishny, 1998, *The Grabbing Hand: Government Pathologies and Their Cures*. Cambridge, MA: Harvard University Press.
- [38] Solow, R., 1956, “A Contribution to the Theory of Economic Growth”, *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 70 (1): 65-94.
- [39] Wooldridge, J., 2009, *Introductory Econometrics: A Modern Approach* (4th Edition), South-Western Co.

Abstract: This paper investigates the effects of political connections as an informal institution on R&D investment behavior of Chinese listed firms. Using a hand-collected sample including R&D data and political connections data of key top managers of listed firms from 2004-2009, this paper empirically studies whether and how political connections of key top managers curb R&D investment of Chinese listed firms. The results show that politically connected firms have a significantly lower probability of investing on R&D, and significantly less intensity of R&D investment, suggesting that political connections do curb significantly R&D investment. Furthermore, compared to non-state-owned listed firms, political connections curb significantly R&D investment of state-owned listed firms, and political connections only curb significantly R&D investment of high-tech listed firms, compared to non-high-tech listed firms.

Key Words: Political Connections, R&D, Crowding out effect